

# Mobilité interrégionale, réallocation de l'emploi et dynamique du chômage

Arnaud CHÉRON<sup>(\*)</sup>

*EUREQUA-Université de Paris I et GAINS*

## Introduction

En Europe, depuis la fin des années 1970, on observe d'importantes disparités géographiques face à la constante progression du chômage. Les statistiques Européennes sur le chômage montrent que si 12.4% environ des actifs de « l'Europe des 5 » pays rapportés dans le Tableau 1 étaient touchés par le chômage en Avril 1994, ce taux dépassait 24% en Espagne, alors qu'il était inférieur à 9% en Allemagne.

Ainsi, le tableau 1 souligne que la dispersion des taux de chômage entre les principaux pays européens est importante, puisqu'elle est supérieure à celle qui existe, au niveau régional, au sein de la plupart de ces pays. Peut-on alors attribuer cette dispersion élevée à l'insuffisance de mobilité des travailleurs européens ? Comparer l'intensité des migrations interrégionales avec la dispersion des taux de chômage, dans chaque pays européen, permet d'apprécier la nature de la relation entre flux migratoires et chômage en Europe. Or, le cas de l'Allemagne souligne qu'une mobilité interrégionale des travailleurs élevée n'engendre pas nécessairement une faible dispersion géographique des taux de chômage. Inversement, celui de l'Espagne indique qu'une mobilité interrégionale des travailleurs faible n'implique pas forcément une dispersion élevée des taux de chômage. Ces statistiques régionales montrent donc que le lien entre migrations et chômage est ambigu et, par la même, qu'il est difficile de projeter cette problématique dans un marché unique européen du travail. Ce résultat corrobore ainsi les conclusions de Borjas [1994] : ce dernier souligne en effet que l'impact économique des migrations dépend de la période et des régions considérées.

---

<sup>(\*)</sup> Je tiens particulièrement à remercier F. Langot pour ses remarques constructives. Je remercie également M. Domingues Dos Santos, Y. Guillotin, S. Hamouche, P.Y. Hénin, E. Lehmann, F. Postel-Vinay, ainsi que tous les participants au workshop « labour economics » organisé par l'I.R.E.S. et le C.O.R.E. et aux séminaires internes du M.A.D. et du G.A.I.N.S., pour leurs suggestions. Enfin, je remercie les trois rapporteurs anonymes pour leurs remarques sur une version préliminaire de ce papier. Je demeure seul responsable des éventuelles erreurs et insuffisances.

**Tableau 1: Chômage et migrations en Europe**

	TC <sup>a</sup> (1994)	Coefficient de variation <sup>b</sup> des TC régionaux (1994)	Pourcentage des MIR <sup>c</sup> dans la population (1992)
Allemagne	8.6	2.02	1.34
Espagne	24.6	0.90	0.53
France	12.5	0.31	1.09
Italie	12.1	3.52	0.53
Royaume-Uni	9.7	0.12	1.60
Europe des 5	12.4	2.03	-

Source : Eurostatistiques 1994

<sup>a</sup> TC : taux de chômage moyen

<sup>b</sup> Les coefficients de variation sont calculés en tenant compte du poids de chaque région dans la population totale du pays considéré. Les régions sont définies suivant la nomenclature N.U.T.S. ; pour l'Europe, le coefficient de variation correspond à celui des taux de chômage nationaux reportés dans le tableau.

<sup>c</sup> MIR : migrations interrégionales. Pour la France, le chiffre réfère à la moyenne des migrations interrégionales sur la période 1982-1989.

La littérature théorique portant sur les interactions entre migrations et chômage trouve son origine dans les travaux de Harris et Todaro [1970]. Ces auteurs montrent, dans une économie à deux régions et dans un cadre statique, où le salaire est déterminé de manière non concurrentielle à un niveau exogène dans l'une de ces régions (région urbaine), que les migrations peuvent constituer un phénomène déstabilisant. Les travailleurs, maximisant leur rémunération anticipée, émigrent vers la région urbaine, alors même qu'il y a déjà du chômage. Il en résulte une relation positive au sein de la région entre le taux de chômage et le salaire. En revanche, Muet [1995] et Blanchard et Katz [1992] montrent que les migrations permettent de réduire les disparités régionales des taux de chômage : suite à un choc dépressif sur la demande de travail qui s'ajuste instantanément, les salaires diminuent et le nombre de chômeurs s'accroît<sup>(1)</sup> ; il s'ensuit une émigration de travailleurs et l'arrivée d'entreprises dans la région qui induisent un retour du salaire et du chômage à leur niveau initial. D'après cette analyse, Muet [1995] en conclut que :

« Si des chocs spécifiques aux nations européennes ont des effets plus persistants, c'est que la mobilité du travail y est très faible comparativement

<sup>(1)</sup> À ce titre, cette analyse peut donner des fondements théoriques aux travaux empiriques de Mincer et Oswald [1990] : ils considèrent des régions avec différents biens publics, différents niveaux de productivité du travail ou de prestations chômage, et montrent qu'il existe une relation négative entre le salaire et le taux de chômage, en Angleterre et aux Etats-Unis.

à celle des Etats américains » (Muet [1995]).

L'objectif de cet article est de réexaminer la validité de cet argument. Il existe en effet une dimension fondamentale du marché du travail dont il a été fait abstraction dans l'analyse précédente. L'embauche est un processus long et coûteux, et l'inertie des flux entre chômage et emploi est justement une spécificité du marché du travail en Europe (particulièrement en France et en Allemagne). En effet, Cahuc et Zylberberg [1996] soulignent qu'en 1993, les taux d'entrées mensuelles au chômage et les taux de sorties mensuelles du chômage sont respectivement égaux à 2,06% et 37,4% aux Etats-Unis, alors qu'ils ne sont que de 0,34% et 3,4% en France. De même, en Allemagne, ces chiffres sont de 0,57% et 9%. C'est à ce titre que la dynamique des flux entre chômage et emploi sera explicitement introduite dans notre modèle. L'existence d'un processus d'appariement entre emplois vacants et chômeurs donne justement des fondements à cette dynamique. Ortéga [1996] étudie les propriétés de l'état stationnaire d'une économie composée de deux régions, où l'évolution de l'emploi est régie par un tel processus et le salaire négocié au niveau individuel : le coût engendré par la migration réduit le point de menace des migrants et donc le salaire que ceux-ci négocient, ce qui stimule la demande de travail (le nombre d'emplois vacants postés) ; l'équilibre avec migrations « paréto-domine » l'équilibre sans migration.

Au niveau théorique, cet article propose de reconsidérer l'influence des migrations sur le chômage en tenant compte des propriétés dynamiques engendrées par le processus d'appariement : quelle est l'influence des migrations sur la dynamique du chômage autour de sa valeur de long terme, lorsqu'il est tenu compte de l'absence de coordination des échanges sur le marché du travail ?

Pour répondre à cette question, on développe un modèle d'équilibre partiel à deux régions, résolu sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles. La prise en compte d'un processus d'appariement entre emplois vacants et chômeurs permet d'explicitier la dynamique de l'emploi dans chaque région<sup>(2)</sup>. De même, les choix de localisation des travailleurs déterminent la dynamique des populations. À l'équilibre stationnaire, dès lors qu'il existe un coût de migration positif, il en résulte un différentiel persistant de salaires entre les régions. Autour de cet état stationnaire, on montre que l'influence des flux migratoires sur la dynamique du chômage dans chaque région dépend des vitesses relatives auxquelles s'effectuent les réallocations de l'emploi et les déplacements de la main-d'œuvre. Ainsi, une simulation dans le cas France-Allemagne

---

<sup>(2)</sup> Cette modélisation du marché du travail a été préférée à celle proposée par Lucas et Prescott [1974] car elle endogénise le délai de recherche d'un emploi.

montre que les migrations ont un effet déstabilisant, puisqu'elles engendrent une relation positive entre le taux de chômage et le salaire au sein de chaque pays : le délai d'embauches excède le délai de migrations des travailleurs. On retrouve donc un résultat équivalent à celui de Harris et Todaro [1970] en y apportant des fondements dynamiques.

Dans une première section, le modèle est présenté. Dans une deuxième section, les propriétés de l'équilibre avec migrations sont brièvement discutées. Les implications des migrations sur les dynamiques régionales du chômage, à partir d'une simulation dans le cas France-Allemagne, sont finalement analysées.

## 1 Le Modèle

Contrairement à Blanchard et Katz [1992], on retient une modélisation qui explicite la dynamique des flux sur le marché du travail. Dans la lignée des travaux de Mortensen [1989] et Pissarides [1990], on considère que les échanges sur le marché du travail sont une activité économique coûteuse et imparfaitement coordonnée ; l'embauche est donc un processus long. À chaque date, il y a des créations et des destructions d'emplois. Nous ne considérons pas la mobilité « d'emploi à emploi » : une sortie de l'emploi a donc pour unique destination le chômage. Les embauches résultent de l'appariement entre des emplois vacants et des chômeurs, tandis que les séparations surviennent à un taux exogène<sup>(3)</sup>  $x_s$ .

Deux bassins d'emplois distincts géographiquement sont considérés, indexés par  $s = 1, 2$ . Comme Ortéga [1996], on suppose que seuls les chômeurs peuvent migrer et que la mobilité géographique des travailleurs est imparfaite à cause de l'existence d'un coût de migration<sup>(4)</sup>. Ainsi, dans ce modèle, l'unique décision des travailleurs appartient aux chômeurs et elle correspond à un choix de localisation. Dans chaque région il y a  $n$  entreprises, disposant chacune de tout le pouvoir de négociation lors de la fixation du salaire, et qui contrôle sa demande de travail *via* l'ouverture ou la fermeture d'emplois vacants.

La séquence des décisions au sein de la période  $t$  est la suivante. Au début de la période, le niveau de l'emploi dans chaque entreprise est déterminé par les embauches et les destructions d'emplois qui sont survenues à la période précédente. Chaque entreprise fixe le salaire qu'elle verse aux employés. Etant donné le différentiel régional d'allocations chômage et le coût engendré par la migration, les chômeurs décident de

(3) Voir Mortensen et Pissarides [1994] pour l'endogénéisation de ce taux de sortie.

(4) voir Langot [1997] pour une analyse de la dynamique du marché du travail lorsque la main-d'œuvre est parfaitement mobile.

leur localisation. Ensuite, les entreprises déterminent le montant optimal d'emplois qu'elles postent vacants, produisent et payent leurs employés ; les chômeurs reçoivent leur allocation. Finalement, embauches et destructions d'emplois s'effectuent.

### 1.1 Les Echanges sur le Marché du Travail

À une date donnée, dans chacune des régions,  $V_{s,t}$  emplois vacants et  $U_{s,t}$  chômeurs s'engagent dans le processus d'échanges. À l'issue de ce processus,  $M_{s,t}$  emplois sont créés. On définit donc une fonction d'appariement dans chaque région, qui rend compte, au niveau macroéconomique, de l'ensemble des frictions sur le marché du travail. Cette fonction satisfait aux propriétés habituelles d'une fonction de production néo-classique et en particulier la constance des rendements d'échelle :

$$M_{s,t} = \mathcal{H}(V_{s,t}, U_{s,t}) = H_s V_{s,t}^{\alpha_s} U_{s,t}^{1-\alpha_s} \quad (1)$$

$$\text{avec } 0 < \alpha_s < 1, H_s > 0, M_{s,t} \leq \min(V_{s,t}, U_{s,t})$$

$H_s$  est un paramètre d'échelle constant qui représente un indicateur de l'efficacité du processus d'appariement dans la région  $s$ . Les probabilités de sortir du chômage et de pourvoir un emploi vacant sont respectivement  $\frac{M_{s,t}}{U_{s,t}} = H_s \theta_{s,t} (\theta_{s,t})^{\alpha-1}$  et  $\frac{M_{s,t}}{V_{s,t}} = H_s (\theta_{s,t})^{\alpha-1}$ , où  $\theta_{s,t} = \frac{V_{s,t}}{U_{s,t}}$  correspond à l'indicateur de tension sur le marché du travail dans la région  $s$  <sup>(5)</sup>.

La taille de la population active est normalisée à l'unité,  $P_{1,t} + P_{2,t} = 1$ , où  $P_{s,t}$  correspond à la taille de la population active du bassin  $s$ . On en déduit donc les niveaux de chômage dans chaque région, notés  $U_{s,t}$ , en fonction du niveau des populations actives et de l'emploi,  $N_{s,t}$  :

$$U_{s,t} = P_{s,t} - N_{s,t} \quad (2)$$

$U_t = 1 - N_{1,t} - N_{2,t}$  définit le taux de chômage agrégé. À l'équilibre il y a du chômage qui persiste, car le processus de recherche engendre un

<sup>(5)</sup> On note la probabilité de pourvoir un emploi vacant  $\frac{M_{s,t}}{V_{s,t}} = q(\theta_{s,t})$ , où  $q'(\theta_{s,t}) < 0$  et  $q(\theta_{s,t}) > 0$ . De même, on note la probabilité de trouver un emploi pour les chômeurs  $\frac{M_{s,t}}{U_{s,t}} = p(\theta_{s,t}) = \theta_{s,t} q(\theta_{s,t})$ . Il y a deux types d'externalités d'échanges sur le marché du travail. Premièrement, quand  $V_{s,t}$  augmente, le marché du travail devient plus tendu et la probabilité de rationner les entreprises de la région  $s$  augmente ( $q(\theta_{s,t})$  baisse); cela traduit des effets de congestion. En outre, quand  $U_{s,t}$  s'accroît, la probabilité de pourvoir un emploi vacant dans la région  $s$  augmente également: il existe des complémentarités entre les acteurs qui participent aux échanges. Symétriquement, les chômeurs trouvent plus facilement un emploi lorsque le nombre d'emplois vacants est élevé relativement au nombre des chômeurs.

délat durant lequel un nouveau flux de chômeurs est créé au taux  $x_s$ . A chaque date, il y a  $M_t = M_{1,t} + M_{2,t}$  embauches et  $x_1 N_{1,t} + x_2 N_{2,t}$  destructions d'emplois. Il coexiste donc dans l'économie du chômage et des emplois vacants, la dynamique de l'emploi dans chaque région étant donnée par :

$$N_{s,t+1} = (1 - x_s) N_{s,t} + \mathcal{H}(V_{s,t}, U_{s,t}) \tag{3}$$

## 1.2 Le comportement des entreprises sur le marché du travail

Les entreprises sont localisées dans une région. Dans chaque région, les entreprises produisent un bien homogène. Leur objectif est de maximiser leurs profits en choisissant le montant optimal d'emplois qu'elle poste vacants et en fixant le salaire qu'elle verse à leurs employés.

### 1.2.1 La décision d'annonce d'emplois vacants

La technologie de production du bien est à rendements décroissants et a pour unique facteur de production le travail :

$$Y_{s,j,t} = A_{s,t} N_{s,j,t}^{\gamma_s} \quad 0 < \gamma_s < 1 \tag{4}$$

$A_{s,t}$  est un indicateur de l'efficacité de la technologie dans la région  $s$ , qui suit un processus stochastique  $AR(1)$  défini de la façon suivante :

$$\log A_{s,t} = \rho \log A_{s,t-1} + (1 - \rho) \log A_s + \epsilon_{s,t} \quad 0 < \rho < 1 \tag{5}$$

avec  $E_t [\epsilon_{s,t}, \epsilon_{s,t+1}] = 0 \quad \forall s, t$ . Ainsi, chaque entreprise choisit le montant d'emplois vacants qui maximise son profit. Le programme de l'entreprise  $j$  peut s'écrire sous forme récursive de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \mathcal{V}_{s,j,t}(N_{s,j,t}, A_{s,t}) &= \max_{V_{s,j,t}} (\pi_{s,j,t} + \beta E_t \mathcal{V}_{s,j,t+1}(N_{s,j,t+1}, A_{s,t+1})) \\ \text{s.c.} \quad \pi_{s,j,t} &= Y_{s,j,t} - w_{s,j,t} N_{s,j,t} - \omega_s V_{s,j,t} \\ N_{s,j,t+1} &= (1 - x_s) N_{s,j,t} + q(\theta_{s,t}) V_{s,j,t} \end{aligned}$$

$\pi_{s,j,t}$ ,  $w_{s,j,t}$  et  $\omega_s$  correspondent respectivement au profit réalisé par l'entreprise  $j$  de la région  $s$ , au salaire qu'elle verse à ses employés et au coût qu'elle supporte lorsqu'elle poste un emploi vacant (qui caractérise le coût d'embauche).  $\beta = \frac{1}{1+r}$ , avec  $r$  le taux d'intérêt réel exogène. La condition du premier ordre implique :

$$\beta E_t \left[ \frac{\partial \mathcal{V}_{s,j,t+1}(N_{s,j,t+1}, A_{s,t+1})}{\partial N_{s,j,t+1}} \right] = \frac{\omega_s}{q(\theta_{s,t})} \tag{6}$$

La relation (6) montre que les entreprises de la région  $s$  postent des emplois vacants jusqu'à ce que l'espérance de gain lié au fait de pourvoir un emploi vacant égalise le coût moyen d'embauche dans cette région.

### 1.2.2 La détermination des salaires

Traditionnellement, dans les modèles d'appariement à la Pissarides [1990], la détermination du salaire est formalisée par un processus de négociation, solution du critère de Nash. Néanmoins, dans cet environnement où les probabilités de transition du chômage vers l'emploi sont endogènes, il n'est possible d'explicitier la dynamique de la main-d'œuvre entre les régions qu'en supposant l'utilité espérée par un chômeur égale à celle d'un employé (comme dans Lucas et Prescott [1974]). Ainsi, notre analyse s'inscrivant dans une optique dynamique, en suivant Diamond [1971], on suppose donc que conjointement à l'annonce d'emplois vacants, chaque entreprise détermine de manière unilatérale le salaire qu'elle verse à ses employés, sous la contrainte de participation de ces derniers au marché du travail<sup>(6)</sup>.

Si on définit par  $\gamma_{s,t}^U$  la fonction valeur d'un chômeur dans la région  $s$  et  $\gamma_{s,j,t}^N$  celle d'un travailleur employé dans la région  $s$  par l'entreprise  $j$ , l'objectif de chaque entreprise est le suivant :

$$\begin{aligned} & \max_{w_{s,j,t}} \pi_{s,j,t} \\ \text{s.c.} \quad & \gamma_{s,j,t}^N \geq \gamma_{s,t}^U \\ & \gamma_{s,j,t}^N = w_{s,j,t} + \beta E_t [(1 - x_s)\gamma_{s,j,t+1}^N + x_s\gamma_{s,t+1}^U] \\ & \gamma_{s,t}^U = \max(\gamma_{s,t}^{RU}, \gamma_{s,t}^M) \end{aligned}$$

On définit  $b_{s,t}$  le salaire de réservation d'un travailleur dans la région  $s$ , indexé sur la valeur marginale de l'emploi dans cette région :

$$b_{s,t} = \lambda_s A_{s,t} \gamma_s N \gamma_{s,t}^{\gamma_s - 1}$$

où  $0 < \lambda_s < 1$  correspond au degré de cette indexation.  $\gamma_{s,t}^M$  représente la valeur obtenue par un chômeur du bassin  $s$  en émigrant vers la région  $s'$  :

$$\gamma_{s,t}^M = \gamma_{s',t}^U - CM_{s \rightarrow s',t}$$

où  $CM_{s \rightarrow s',t}$  représente le coût engendré par la migration de la région  $s$  vers la région  $s'$ .  $\gamma_{s,t}^{RU}$  correspond à la valeur d'un chômeur qui reste dans la région  $s$  :

$$\gamma_{s,t}^{RU} = b_{s,t} + \beta E_t [\theta_{s,t} q(\theta_{s,t}) \gamma_{s,j,t+1}^N + (1 - \theta_{s,t} q(\theta_{s,t})) \gamma_{s,t+1}^U]$$

Chaque entreprise va simplement offrir le minimum requis à la participation des travailleurs, tel que  $\gamma_{s,j,t}^N = \gamma_{s,t}^U \forall j, t$ . De plus, les travailleurs

<sup>(6)</sup> Domingues Dos Santos [1998] propose un modèle avec migrations où le salaire est solution d'une négociation de Nash : elle souligne que la règle de salaire est identique avec ou sans migrations.

étant rationnels, ils anticipent qu'à l'équilibre migratoire le gain procuré par la migration équivaut celui de l'immobilité ( $\gamma_{s,t}^{RU} = \gamma_{s,t}^M$ ), il en résulte que  $\gamma_{s,j,t}^N = \gamma_{s,t}^U = \gamma_{s,t}^{RU}$ , dont on déduit :

$$w_{s,j,t} = w_{s,t} = b_{s,t} \quad \forall j, t$$

L'espérance d'utilité des chômeurs est équivalente à celle des employés.

### 1.3 Les déterminants de la mobilité des travailleurs

Les travailleurs sont supposés imparfaitement mobiles entre les régions, à cause de l'existence d'un coût de migration. Suivant Ortéga [1996], seuls les chômeurs sont supposés pouvoir émigrer : s'ils décident d'émigrer vers la région  $s'$  durant la période  $t$ , ils deviennent chômeurs dans la région  $s'$  durant cette période  $t$  ; ils ont alors une probabilité  $p(\theta_{s',t})$  d'être employé en  $t + 1$  dans la région  $s'$ . Ils effectuent un arbitrage entre le gain que procure la migration et le coût que cette dernière engendre. Dans chaque région et à chaque période, les chômeurs émigrent jusqu'à ce que toutes les opportunités de gain soient exploitées. Les ajustements migratoires s'opérant instantanément, la valeur d'un migrant égalise celle d'un chômeur immobile. Ainsi, à l'équilibre migratoire avec anticipations rationnelles, la relation de non-arbitrage des travailleurs de la région  $s$  est vérifiée :

$$\gamma_{s,t}^{RU} = \gamma_{s',t}^U - CM_{s \rightarrow s',t} \quad \forall t \quad (7)$$

En outre, on suppose que le coût de migration inclut à la fois des coûts corporels et incorporels (coûts psychologiques). Pour cela, il est constitué d'une partie incompressible,  $\kappa_{s'}$ , mais on considère également que les coûts corporels sont une fonction décroissante du niveau initial de la population active dans la région de destination. En effet, pour un espace géographique donné, il est d'autant moins coûteux de s'installer dans une région que les infrastructures y sont développées (réseaux de communication, écoles, structures d'accueil des migrants, etc.) ; or, tel est le cas si la population déjà en place est importante. De même, les coûts d'information sur la région « étrangère » sont d'autant plus faibles que de nombreux travailleurs y ont déjà émigré (Dos Santos [1998]). Pour un travailleur de la région  $s$ , qui émigre vers la région  $s'$ , le coût engendré par cette migration peut donc être défini par :

$$CM_{s \rightarrow s',t} = \kappa_{s'} - \phi P_{s',t-1}$$

avec  $\phi > 0$ .

La relation (7) peut alors se réécrire :

$$w_{s',t} - w_{s,t} = CM_{s \rightarrow s',t} + \beta E_t [\gamma_{s,t+1}^U - \gamma_{s',t+1}^U] \quad (8)$$



À chaque date, les travailleurs migrent jusqu'à ce que le gain instantané lié à l'émigration vers la région  $s'$  compense exactement la somme, (i) du coût engendré par la migration vers la région  $s'$  et (ii) du coût d'opportunité à ne pas rester dans la région  $s$ . L'externalité positive de migration implique que le différentiel présent de salaires dépend des flux migratoires présents<sup>(7)</sup> : sans cette hypothèse ( $\phi = 0$ ), l'emploi étant prédéterminé (fonction des embauches de la période précédente), les flux migratoires présents ne permettent pas l'ajustement du différentiel de salaires à son niveau de l'équilibre<sup>(8)</sup>. Si  $w_{s',t} > w_{s,t}$ , des migrations vers la région  $s'$  impliquent une hausse de  $P_{s',t}$  : le coût d'opportunité à ne pas rester dans la région  $s$  augmente (il sera plus coûteux d'y revenir). D'après les relations (7) et (8), et sachant  $\gamma_{s',t+1}^U = \gamma_{s',t+1}^{RU}$ , on détermine finalement la dynamique de la population active dans la région  $s'$  :

$$P_{s',t} = \frac{1}{\beta} \left[ P_{s',t-1} + \frac{1}{\phi} (w_{s',t} - w_{s,t}) \right] + \frac{\kappa_{s'} (\beta - 1)}{\beta \phi}$$

La taille d'un bassin d'emplois  $s$  est donc une fonction croissante de la valeur marginale de l'emploi dans cette région  $s$ .

## 2 L'Équilibre avec Migrations

Dans un premier temps, on caractérise la dynamique d'équilibre de l'économie, puis on examine les propriétés de son état stationnaire.

### 2.1 La dynamique d'équilibre

La dynamique d'équilibre de l'économie est définie par le système d'équations suivantes :

$$w_{s,t} = \lambda_s A_{s,t} \gamma_s N_{s,t}^{\gamma_s - 1} \tag{9}$$

$$P_{s,t} = \frac{1}{\beta} \left[ P_{s,t-1} + \frac{1}{\phi} (w_{s,t} - w_{s',t}) \right] + \frac{\kappa_s (\beta - 1)}{\beta \phi} \tag{10}$$

$$N_{s,t+1} = (1 - x_s) N_{s,t} + H_s V_{s,t}^{\alpha_s} (P_{s,t} - N_{s,t})^{1 - \alpha_s} \tag{11}$$

<sup>(7)</sup> La relation (8) peut en effet se réécrire de la façon suivante :

$$w_{s',t} - w_{s,t} = \kappa_{s'} - \phi P_{s',t-1} - \beta (\kappa_{s'} - \phi P_{s',t}) .$$

<sup>(8)</sup> L'unique variable endogène dont dépend le salaire est l'emploi (prédéterminé). Pour  $\phi = 0$ , si on a  $w_{s',t} - w_{s,t} > \kappa_{s'} (1 - \beta)$ , aucun mécanisme ne « ramène » à l'équilibre : les migrations en  $t$  n'affectent que les salaires en  $t + 1$ .

$$\begin{aligned} & \left( \frac{\omega_s}{H_s} \right) \left( \frac{V_{s,t}}{P_{s,t} - N_{s,t}} \right)^{1-\alpha_s} \\ & = \beta E_t \left[ A_{s,t+1} \gamma_s N_{s,t+1}^{\gamma_s-1} (1 - \lambda_s) \right. \\ & \quad \left. + \left( \frac{(1 - x_s)\omega_s}{H_s} \right) \left( \frac{V_{s,t+1}}{P_{s,t+1} - N_{s,t+1}} \right)^{1-\alpha_s} \right] \end{aligned} \quad (12)$$

Il nous faut préalablement noter que la dynamique d'équilibre sans migration est simplement caractérisée par les équations (9), (11) et (12). Dans ce cas, les tailles régionales des populations sont exogènes ( $P_{s,t} = P_s \forall t$ ) et les salaires dans chaque région sont indépendants. De même, la dynamique de l'emploi dans la région  $s$  n'est pas affectée par ce qui se passe dans la région  $s'$  <sup>(9)</sup>.

L'équation (11) définit la dynamique de l'emploi dans chaque région : le niveau de l'emploi à la date  $t$  dans une région dépend positivement, *via* la fonction d'embauche, des flux migratoires en direction de cette région qui ont eu lieu en  $t - 1$  (du niveau de  $P_{s,t-1}$ ).

L'équation (12) caractérise le fait que la dynamique des emplois vacants est tournée vers le futur, puisque les entreprises décident de poster des emplois vacants aujourd'hui, en fonction de la valeur marginale de l'emploi anticipée pour la période suivante. La décision de postuler des emplois vacants en  $t$  dépend directement des migrations en  $t$ , puisque le niveau de la population à cette date affecte positivement la probabilité de pourvoir un emploi vacant pour les entreprises. Toutefois, une hausse de la population active accroît également le niveau de l'emploi anticipé pour  $t + 1$ , ce qui réduit la productivité marginale de l'emploi anticipé et modifie la probabilité de pourvoir un emploi vacant en  $t + 1$  : l'effet total des migrations sur le niveau d'emplois vacants est donc ambigu.

L'équation (10) provient de la migration *incomplète* des travailleurs relative à l'existence d'un coût de migration <sup>(10)</sup> : cette relation souligne que les dynamiques régionales des populations sont endogènes, puisque la productivité marginale de l'emploi est décroissante. Le différentiel de salaire en  $t$ , qui détermine les migrations en  $t$ , dépend en effet du niveau

<sup>(9)</sup> L'autre cas polaire correspond à celui où la main d'œuvre est parfaitement mobile - *i.e.* où le coût de migration est nul. Dans cet environnement, puisque l'unique variable endogène dont dépend le salaire est l'emploi (prédéterminé), il n'y a toutefois pas de mécanisme assurant l'égalité des salaires entre les régions et donc la stabilité de l'équilibre.

<sup>(10)</sup> Selon [?], il y a une migration complète des travailleurs lorsqu'à l'équilibre le différentiel de salaires entre les régions est nul.

de de l'emploi dans chaque région en  $t$ , et donc des flux migratoires en  $t - 1$ .

### 2.2 Equilibre Stationnaire

Les équations (10), (11) et (12) à l'état stationnaire permettent de caractériser l'équilibre stationnaire de cette économie avec migrations :

$$x_s N_s = H_s V_s^{\alpha_s} (P_s - N_s)^{1-\alpha_s} \tag{13}$$

$$\left(\frac{\omega_s}{H_s}\right) \left(\frac{V_s}{P_s - N_s}\right)^{1-\alpha_s} = \frac{A_s \gamma_s N_s^{\gamma_s-1} (1 - \lambda_s)}{r + x_s} \tag{14}$$

$$CM_{s \rightarrow s'} = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\omega_{s'} - \omega_s) \tag{15}$$

sachant  $\beta = 1/(1 + r)$ . La relation (13) souligne qu'à l'état stationnaire le niveau de l'emploi dans une région est constant dès lors qu'à chaque date le nombre d'emplois détruits équivaut le nombre d'emplois créés dans cette région. L'équation (14) indique que le nombre d'emplois vacants postés dans la région  $s$  est d'autant plus élevé que le gain engendré par l'appariement d'un poste vacant à un travailleur est important. L'équation (15) résulte de l'existence de migrations interrégionales *incomplètes* : puisque les migrations sont coûteuses, les choix de localisation des travailleurs impliquent qu'à l'état stationnaire il existe un différentiel persistant de salaires entre les régions. Ainsi, les travailleurs émigrent jusqu'à ce que la rente engendrée par le différentiel permanent de salaires entre les régions compense exactement le coût instantané de migration.

En outre, les relations (13) et (14) peuvent se réécrire de la façon suivante :

$$\frac{U_s}{P_s} = \frac{x_s}{x_s + H_s \theta_s^{\alpha_s}} \tag{16}$$

$$\theta_s = \left[ \frac{H_s A_s \gamma_s \left(1 - \frac{U_s}{P_s}\right)^{\gamma_s-1} P_s^{\gamma_s-1} (1 - \lambda_s)}{\omega_s (r + x_s)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha_s}} \tag{17}$$

Il est donc aisé de montrer que, à l'état stationnaire, une hausse de la taille régionale de la population réduit la tension sur le marché du travail ( $\theta_s$  diminue) et augmente le taux de chômage dans cette région. En effet, la décroissance de la productivité marginale de l'emploi limitant le nombre d'emplois vacants postés, le niveau de l'emploi augmente proportionnellement moins que le niveau de la population active, le taux d'emploi baisse et donc le taux de chômage augmente.

### 2.3 Méthode de Résolution

Le modèle est non linéaire, il n'existe pas de solution analytique au système définissant l'équilibre sous anticipations rationnelles. On effectue l'approximation au premier ordre du système d'équations (9) à (12) autour de l'état stationnaire caractérisé par les restrictions (13) à (15), afin d'obtenir un système linéaire d'équations récurrentes stochastiques. Le modèle est finalement résolu en utilisant la méthode proposée par [?]. Ainsi, l'ensemble des équations non linéaires du modèle sont log-linéarisées autour de cet état stationnaire. Une fois déterminée la trajectoire selle, le modèle peut s'écrire sous une forme état-mesure :

$$\hat{E}_{t+1} = S\hat{E}_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\hat{C}_t = \Pi\hat{E}_t \quad (19)$$

$$\hat{E}_t = \{ \hat{V}_{1,t}, \hat{V}_{2,t}, \hat{N}_{1,t}, \hat{N}_{2,t}, \hat{P}_{1,t}, \hat{P}_{2,t}, \hat{A}_{1,t}, \hat{A}_{2,t} \}$$

et

$$\hat{C}_t = \left\{ \frac{\hat{U}_{1,t}}{\hat{P}_{1,t}}, \frac{\hat{U}_{2,t}}{\hat{P}_{2,t}}, \hat{w}_{1,t}, \hat{w}_{2,t} \right\}$$

correspondent aux vecteurs regroupant les déviations par rapport à leur valeur d'équilibre stationnaire des variables d'état et des variables d'intérêt ; les matrices  $S$  et  $\Pi$  sont composées d'élasticités.

## 3 Influence des migrations sur la dynamique du chômage : le cas France-Allemagne

Dans un premier temps l'étalonnage du modèle est décrit puis, dans un second temps, on examine les réponses des taux de chômage et des salaires à un transfert de technologie entre la France et l'Allemagne.

### 3.1 L'étalonnage des paramètres structurels du modèle

Dans la suite de l'article, nous identifierons la France à la région 1, et l'Allemagne à la région 2. Chaque période correspond à un trimestre. Les paramètres structurels du modèle sont reportés dans le tableau 2. L'élasticité de la fonction d'appariement par rapport aux emplois vacants  $\alpha$  est fixée d'après l'estimation donnée par Blanchard et Diamond [1989] (on suppose  $\alpha_s = \alpha \forall s$ ). Les paramètres reflétant l'efficacité de la technologie sont normalisés à  $A_1 = A_2 = 1$ ,  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  étant alors étalonnés de manière à reproduire les parts des salaires dans le produit observées en France et en Allemagne (reportées dans le tableau 3). Ne disposant pas d'information concernant les probabilités de pourvoir un emploi vacant en France et en Allemagne, on les suppose identiques ( $q(\theta_1) = q(\theta_2)$ ), ces

probabilités sont étalonnées en suivant Andolfatto [1996]. Finalement, les probabilités de transition de l'emploi vers le chômage et inversement du chômage vers l'emploi (respectivement  $x_1, x_2$  et  $p(\theta_1), p(\theta_2)$ ) sont fixées en utilisant les valeurs reportées par Cahuc et Zylberberg [1996] concernant la France et l'Allemagne en 1992.

**Tableau 2: Paramètres structurels**

$q(\theta_1)$	$q(\theta_2)$	$p(\theta_1)$	$p(\theta_2)$	$x_1$	$x_2$	$\alpha_s$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\lambda_1$	$\lambda_2$
0.9	0.9	0.102	0.27	0.0102	0.0171	0.6	0.71	0.68	0.972	0.977

Ainsi étant donnée la taille relative des populations actives en 1992, les valeurs de l'emploi ( $N_s$ ), des emplois vacants ( $V_s$ ) et des paramètres d'échelle des fonctions d'appariement ( $H_s$ ) sont déterminés de manière à respecter les restrictions imposées par l'équation (13) et les définitions des probabilités  $q(\theta_s), p(\theta_s)$ , pour  $s = 1, 2$ . On en déduit les taux de chômage dans chaque pays (voir tableau 3). Ensuite, suivant Andolfatto [1996], on fait l'hypothèse que le coût total de postage des emplois vacants correspond à 1% de la production régionale ( $\frac{w_s V_s}{Y_s} = 0.01$ ). Les paramètres  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$  sont alors déterminés de manière à satisfaire l'équation (14) pour  $s = 1, 2$  (cf. tableau 2). Ainsi, on en déduit les niveaux d'équilibre stationnaire des salaires dans chaque pays (cf. tableau 3). Finalement, pour une valeur donnée du paramètre  $\phi$ ,  $\kappa_1$  et  $\kappa_2$  sont déterminés de manière à satisfaire aux restrictions imposées par l'équation (15) pour  $s = 1, 2$ .

**Tableau 3: Variables endogènes**

$P_1$	$P_2$	$U_1/P_1$	$U_2/P_2$	$w_1 N_1/Y_1$	$w_2 N_2/Y_2$	$w_1$	$w_2$
0.42	0.58	9.1%	6%	0.689	0.666	0.91	0.81

Ne disposant d'aucune information concernant la valeur du paramètre  $\phi$ , qui conditionne la dynamique des populations en réponse à une variation du différentiel régional de salaires, nous effectuerons un test de sensibilité lors du calcul des fonctions de réponse des variables d'intérêt. Nous supposons arbitrairement une valeur de référence  $\phi = \phi_1 = 30$ .

### 3.2 Résultats Quantitatifs

Cette section vise à analyser les implications de la réallocation géographique des travailleurs sur la dynamique du chômage. Pour cela,

on examine les fonctions de réponse des variables d'intérêt à un transfert de technologie de l'Allemagne vers la France<sup>(11)</sup> ( $\epsilon_1 = 1\%$  et  $\epsilon_2 = -1\%$ ).

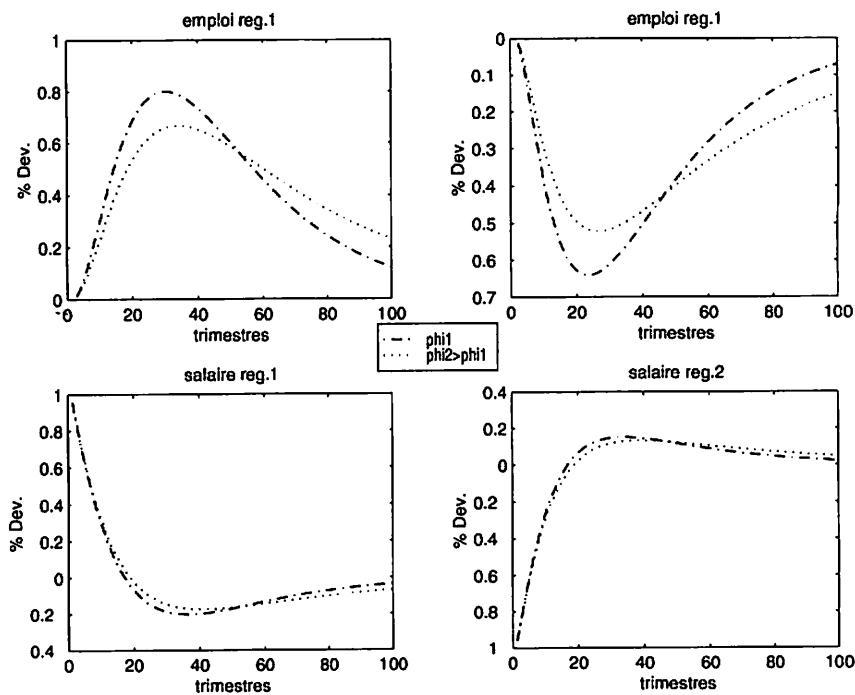


Figure 1: Emploi et salaire

Suite à ce transfert, la valeur marginale de l'emploi en France est accrue et il s'ensuit une augmentation du nombre d'emplois vacants postés par les entreprises françaises, puis de l'emploi. De même, le salaire indexé sur cette valeur marginale de l'emploi s'élève. À l'opposé, l'emploi et le salaire décroissent en Allemagne (voir figure 1). Il y a donc une réallocation de l'emploi de l'Allemagne vers la France. Néanmoins, l'évolution du différentiel de salaires entre ces deux pays est à l'origine d'une réallocation géographique de la main-d'œuvre de l'Allemagne vers la France. Le point essentiel est que le déplacement de la main-d'œuvre s'opère plus rapidement que la réallocation de l'emploi. Ainsi, à court terme, *les migrations entraînent une croissance du taux de chômage en France alors que ce pays bénéficie d'un accroissement temporaire du niveau de l'emploi* (voir figure 2).

<sup>(11)</sup> L'autocorrélation du processus AR(1) (équation (5)) est supposée inférieure à 1 et fixée à  $\rho = 0.9$ . Ce choix n'a aucune incidence sur les conclusions résultant des simulations.

À plus long terme, l'obsolescence du transfert de technologie engendre une réallocation de l'emploi et de la main-d'œuvre dans le sens opposé. À nouveau, la réallocation de la main-d'œuvre s'effectue plus rapidement que celle de l'emploi : en France, le taux de chômage décroît transitoirement, alors que l'importante hausse de l'emploi a fait pression à la baisse du salaire qui devient transitoirement inférieur à son niveau de l'état stationnaire avant d'y converger. Durant toute la phase d'ajustement, il en résulte donc une relation positive entre le taux de chômage et le salaire dans chaque pays<sup>(12)</sup>.

À ce titre, ce modèle est en mesure de donner de nouveaux fondements, dynamiques, aux conclusions obtenues par Harris et Todaro [1970]. Néanmoins, les raisons invoquées sont différentes. Ce sont les vitesses relatives auxquelles s'effectuent les réallocations de l'emploi et les déplacements de la main-d'œuvre qui sont ici déterminantes : si le délai d'embauches excède le délai de migrations des travailleurs, ces dernières ont un effet déstabilisant sur le chômage. Ici, tel est le cas puisque le marché du travail est caractérisé par une imparfaite coordination des échanges, modélisée par un processus d'appariement. Puisqu'il existe une forte inertie des flux sur le marché du travail en France et en Allemagne, l'effet déstabilisateur des migrations s'applique à *fortiori* à ce cas particulier.

Un test de sensibilité des fonctions de réponse au paramètre  $\phi$  de la fonction de coût de migration doit toutefois être conduit<sup>(13)</sup>. Moins le coût de migration est sensible à la taille de la population — *i.e.* plus  $\phi$  est faible —, plus une variation du différentiel régional de salaires engendre un ajustement rapide de la taille des populations actives (voir figure 2) : à court terme les migrations de travailleurs sont plus importantes (le coût de migration est moins sensible à l'intensité des flux migratoires). Cette réallocation géographique supérieure des travailleurs implique une réponse accrue à court terme des taux de chômage en France et en Allemagne, puis un retour plus rapide des variables d'intérêt

<sup>(12)</sup> Si on considère un choc technologique du type  $\epsilon_1 = 1\%$ ,  $\epsilon_2 = 0$ , il y a également une réallocation de l'emploi de l'Allemagne vers la France et le caractère déstabilisant des migrations reste vérifié. Néanmoins, si le salaire en Allemagne n'est pas modifié instantanément (l'emploi est prédéterminé), par la suite il augmente (l'emploi décroît), mais moins qu'en France ; il en résulte une relation négative entre le taux de chômage et le salaire en Allemagne (les flux migratoires impliquent une baisse du taux de chômage en Allemagne). En France, cette relation reste positive.

<sup>(13)</sup> Nous n'avons reporté sur les figures que les fonctions de réponse des variables d'intérêt pour deux valeurs de ce paramètre :  $\phi = \phi_1$  et  $\phi = \phi_2 = 2\phi_1$ . Néanmoins un test de sensibilité effectué sur un intervalle plus grand confirme nos résultats.

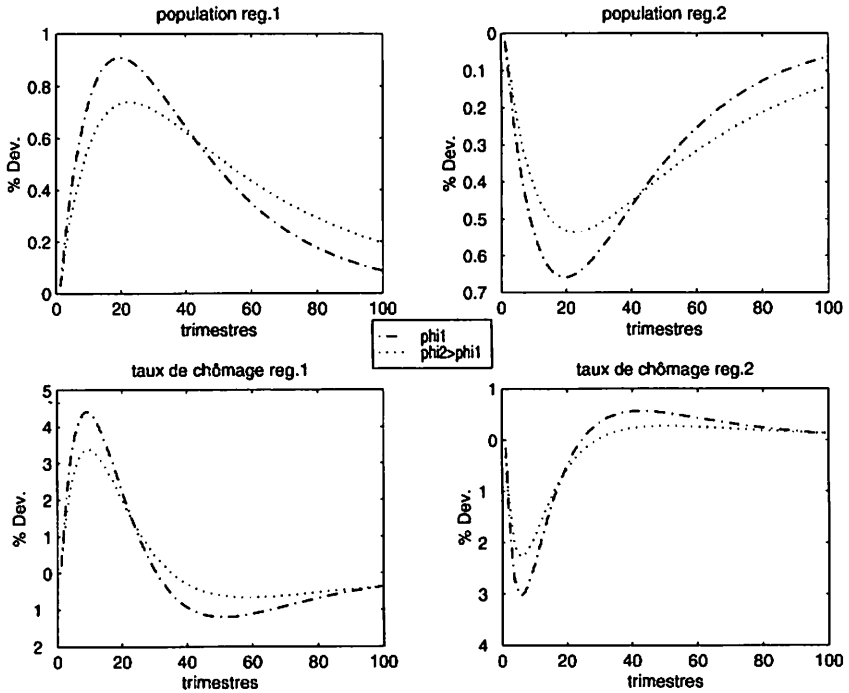


Figure 2: Migrations et chômage

à leur niveau de l'état stationnaire. À l'opposé, il apparaît que pour des valeurs supérieures de  $\phi$ , qui «réduisent la vitesse d'ajustement de la main-d'œuvre», l'effet déstabilisant des migrations est cependant conservé. En effet, l'ajustement plus lent des populations actives — *i.e.* la hausse du délai de migrations — accroît le délai d'embauches, la tension sur le marché du travail dépendant négativement de la taille de la population active : la réallocation de la main d'œuvre s'opère toujours plus rapidement que celle de l'emploi.

## Conclusion

Cette analyse tend donc à relativiser les conclusions obtenues par Blanchard et Katz [1992] ou Muet [1995] dans une économie où les ajustements de l'emploi se font instantanément. En effet, de l'imperfection des échanges sur le marché du travail, engendrant un ajustement progressif de l'emploi, il résulte que les réallocations géographiques de la main-d'œuvre s'opèrent plus rapidement que celles de l'emploi. Les migrations déstabilisent les dynamiques régionales du chômage car le délai d'embauches excède le délai de migrations. À ce titre, le modèle étudié est en mesure de donner des fondements théoriques à l'ambiguïté du



lien observé entre migrations et chômage (*cf.* introduction). Ainsi, une intensité supérieure des flux migratoires ne réduit pas nécessairement les disparités géographiques des taux de chômage. En Europe, tel semble être le cas, puisque les flux sur le marché du travail y sont particulièrement inertes.

## BIBLIOGRAPHIE

- ANDOLFATTO, D. [1996], Business cycle and labor market search, *American Economic Review*, **86**(1), pp. 12–132.
- BLANCHARD, O.J. et P. DIAMOND [1989], The Beveridge curve, *Brookings Papers On Economic Activity*, (1), pp. 1–76.
- BLANCHARD, O.J. et L. KATZ [1992], Regional evolutions, *Brookings Papers On Economic Activity*, (1), pp. 1–75.
- BLANCHFLOWER, G. et L. OSWALD [1990], The wage curve, *Scandinavian Journal of Economics*, **92**(2), pp. 215–235.
- BORJAS, G.J. [1994], The economics of immigration, *Journal of Economic Literature*, **32**(4), pp. 1667–1717.
- CAHUC, P. et A. ZYLBERBERG [1996], *Economie du travail*, Bruxelles, Editions De Boeck.
- DIAMOND, P. [1971], Model of price adjustment, *Journal of Economic Theory*, (3), pp. 156–168.
- DOMINGUES DOS SANTOS, M. [1998], Migrations, Chômage et Croissance; Thèse de Doctorat, MAD-Université de Paris I.
- FARMER, R. [1993], *The Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies*, Princeton (Mass.), MIT Press.
- HARRIS, J.R. and M.P. TODARO [1970], Migration, unemployment and development: A two-sector analysis, *American Economic Review*, **60**, pp. 126–142.
- LANGOT, F. [1997], Sectoral Shocks and Employment Reallocation in a two-sectors Dynamic Model, Cepremap, mimeo.
- LUCAS, R. and E.C. PRESCOTT [1974], Equilibrium search and unemployment, *Journal of Economic Theory*, **2**, pp. 188–209.
- MORTENSEN, D.T. [1989], Persistence and indeterminacy of unemployment in search equilibrium, *The Scandinavian Journal of Economics*, **91**(2), pp. 347–370.

- MORTENSEN, D.T. et C.A. *Pissarides* [1994], Job creation and job destruction in the theory of unemployment, *Review of Economic Studies*, **61**(4), pp. 397-415.
- MUET, P.A. [1995], Ajustements macroéconomiques, stabilisation et coordination en union monétaire, *Revue d'Economie Politique*, **5**, pp. 739–775.
- ORTÉGA, J. [1996], How (Good) Immigration is : A Matching Analysis, Working Paper n° 618, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.
- PISSARIDES, C.A. [1990], *Equilibrium Unemployment Theory*, Oxford, Basil Blackwell.